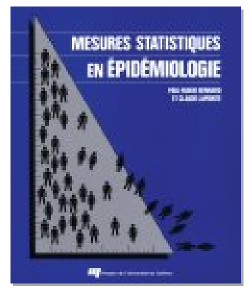
4. Mesures de fréquence



Published by

Bernard, Paul-Marie and Claude Lapointe.
Mesures statistiques en épidémiologie.
Presses de l'Université du Québec, 1987.
Project MUSE. https://doi.org/10.1353/book.16204.

CHAPITRE 4

Mesures de fréquence

Le présent chapitre touche les mesures de fréquence employées en épidémiologie et en santé publique. Une distinction est faite d'abord entre les quatre termes proportion, ratio, indice et taux. Des mesures particulières d'usage courant en rapport avec la maladie sont ensuite discutées, comme les mesures de prévalence et d'incidence. Certaines relations entre ces mesures sont examinées et d'autres, relatives à la mortalité, sont présentées. Parmi ces dernières se trouvent les taux brut et spécifique de décès et la létalité. Enfin, le chapitre aborde la question des opérations simples sur les mesures, telles la somme arithmétique et la somme pondérée.

Nous allons définir et discuter les mesures de fréquence les plus courantes en épidémiologie. Dans le contexte de la santé des populations, la fréquence décrit le nombre d'individus qui, par exemple, sont atteints d'une maladie, exposés à un facteur, soumis à un traitement, décédés d'une certaine cause, etc. Le terme « fréquence » a le même sens que celui défini antérieurement et représente le nombre d'observations appartenant à une classe, par exemple celle des cas d'une certaine maladie.

MESURES DE FRÉQUENCE GÉNÉRALES

Un simple énoncé sur la fréquence de la tuberculose qui touche une population peut prendre la forme suivante : « Il y a eu 158 nouveaux cas de tuberculose ». Un tel énoncé a peu d'utilité à moins qu'il ne spécifie dans quelle population ont été observés les cas de tuberculose et quand ils ont été observés. Un énoncé plus spécifique serait: « En 19X7, il y a eu, dans la région de Sanpulie, 158 nouveaux cas de tuberculose ». Cette dernière formulation n'est pas non plus sans inconvénient lorsqu'il s'agit de comparer la région de Sanpulie à celle d'Épidélie. Il ne suffit pas de dire qu'en 19X7, il y a eu 158 nouveaux cas de tuberculose en Sanpulie et, la même année, 22 nouveaux cas de tuberculose en Épidélie. Pour être adéquate, la comparaison exige que les fréquences 158 et 22 soient rapportées aux tailles respectives des populations des deux régions. La comparaison est alors faite à partir d'une fréquence relative, c'est-à-dire d'un rapport dont nécessairement le numérateur est une fréquence. Dans le reste du texte, la *mesure de fréquence* devra être comprise comme un rapport.

De façon générale, les mesures de fréquence permettent de caractériser au plan quantitatif l'occurrence de la maladie, du décès ou d'autres événements relatifs à la santé des populations. Au plan formel, nous distinguerons quatre catégories de mesures de fréquence: les *proportions,* les *ratios,* les *indices* et les *taux.* Ces mesures s'expriment toutes comme le rapport de deux quantités, mais se distinguent par la quantité qui figure au dénominateur.

Il est important de souligner que les mesures de fréquence sont, par convention, exprimées en unité de taille. Par exemple, un rapport de $^{37}/_{9250}$ s'écrira 4 par 1000 ou 40 par 10 000 plutôt que 0,004. Les valeurs 1000 et 10 000 constituent des unités de taille choisies par l'investigateur. De manière générale, si l'unité de taille est *K,* le rapport *N/D* est exprimé comme $\frac{N}{D} \times K$ par *K* de population. Cette façon de faire évite d'une part la manipulation de fractions décimales et d'autre part concrétise mieux la valeur d'un rapport.

Proportion

En Épidélie, sur 80 000 naissances enregistrées au cours d'une année, 38 616 sont de sexe féminin. Le rapport $^{38\,616}/_{80\,000}$ mesure la fréquence relative des naissances féminines dans la population (statique) des 80 000 naissances. Ce rapport est une proportion. Remarquons que les bébés qui composent le numérateur forment un sous-ensemble de ceux du dénominateur. Le rapport *N/ D* est une *proportion* si les *N* individus du numérateur sont compris dans les *D* individus du dénominateur. Une proportion est toujours comprise entre 0 et 1, à moins qu'elle soit exprimée en unité K de taille de population. Par exemple, si elle est exprimée en pourcentage ($K = 100$), la valeur se trouve entre 0 et 100.

Ajoutons comme autres exemples de proportions :

$$\text{Proportion de décès par accident} = \frac{\text{nombre de décès par accident}}{\text{nombre total de décès}}$$

et

$$\text{Proportion de mortinaissances} = \frac{\text{nombre de morts-nés}}{\text{nombre total de naissances}}.$$

Ratio

Dans la population des 80 000 naissances, pour comparer la fréquence des naissances masculines à celle des naissances féminines, on peut établir le rapport suivant:

$$\frac{\text{41 384 naissances masculines}}{\text{38 616 naissances féminines}}$$

Ce rapport, que nous appellerons ratio, permet de dire qu'A chaque naissance féminine correspond 1,07 naissance masculine, ou mieux encore, que pour chaque 100 naissances féminines, il y a 107 naissances masculines. Remarquons que non seulement le numérateur n'est pas compris dans le dénominateur, mais que tous deux réfèrent à des classes mutuellement exclusives. Nous définirons le *ratio* comme le rapport des fréquences de deux classes d'une même variable. Dans le cas où la variable est dichotomique, le ratio est appelé aussi *cote.*

Indice

Pour calculer la fréquence relative des décès maternels par cause puerpérale, il est naturel de

$$\frac{\text{Nombre de décès maternels par cause puerpérale}}{\text{Nombre total de femmes ayant accouché}}.$$

L'évaluation du dénominateur de cette proportion, c'est-à-dire du nombre de femmes ayant accouché, comporte une difficulté majeure. Le nombre de femmes ayant accouché d'un bébé vivant est généralement bien connu, mais ce n'est pas toujours le cas pour celles ayant accouché d'un enfant mort-né. Dans les régions défavorisées, la déclaration d'un accouchement d'un bébé mort-né est liée à la qualité variable des services. Le nombre recensé de tels accouchements peut être sensiblement inférieur à la fréquence réelle.

Faute de ne pouvoir correctement calculer la proportion des décès maternels, on utilise comme mesure le rapport suivant:

$$\frac{\text{Nombre de décès maternels par cause puerpérale}}{\text{Nombre de naissances vivantes}}.$$

Le dénominateur réfère à l'événement « naissance vivante » généralement bien déclaré et est étroitement lié à l'événement « accouchement ». Cette mesure n'est ni une proportion ni un ratio; en effet, le numérateur n'est pas compris dans le dénominateur et les composantes du rapport réfèrent à deux événements distincts: le décès chez les femmes en couches et les naissances vivantes. Nous qualifierons *d'indice un* tel rapport de fréquences. C'est en quelque sorte une pseudo proportion, en ce sens que ce rapport sert de substitut à une proportion difficile à calculer.

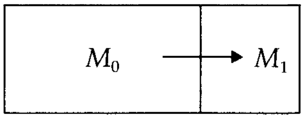
Taux

Considérons une population dynamique dont les individus sont susceptibles d'être affectés par une certaine caractéristique, disons une maladie *M*. À chaque instant, la population est ainsi subdivisée en deux sous-groupes : celui des malades (M_1) et celui des non-malades (M_0). A chaque moment, des individus peuvent passer d'un groupe à l'autre, soit par l'apparition de la maladie, soit par guérison. On ne s'intéressera ici qu'aux transferts du groupe M_0 vers le groupe M_1, c'est-à-dire à l'apparition de la maladie comme l'illustre la figure 4-1.

Le nombre de transferts du groupe M_0 vers le groupe M_1 par unité de temps définit ce que nous nommons le *débit de transfert (ou* de malade).

Le débit dépend de ce qu'on peut appeler une vitesse de transfert et aussi de la taille du groupe M0. Illustrons cette dépendance par une analogie. Au concept du débit de transfert, on peut faire correspondre celui du débit d'un cours d'eau, c'est-à-dire au nombre de mètres cubes d'eau qui y circulent à la minute. Le débit d'un cours d'eau dépend à la fois de la vitesse d'écoulement et de la taille (largeur et profondeur) du cours d'eau. Nous pouvons écrire plus formellement pour le cours d'eau :

Figure 4-1



Débit = vitesse d'écoulement X taille du cours d'eau

Par analogie, pour la population M_0 nous pouvons écrire :

Débit de transfert = vitesse de transfert x taille de M_0 *[1]*

Le débit de transfert de M_0 vers M_1, c'est-à-dire le débit de malades, est donc lié à la taille de M0 et à la vitesse de transfert que nous allons maintenant définir plus précisément.

Considérons deux groupes de non-malades qui risquent de développer la maladie M. On observe ces deux groupes pendant une même période pour y déterminer le nombre de transferts de l'état de non-malade à celui de malade. Nous supposons que les tailles de ces deux groupes M_0 sont égales et demeurent constantes durant la période d'observation. On remarque pour la période de temps déterminée qu'il y a respectivement trois et six transferts de M_0 vers M_1 comme le décrivent les figures 4-2A et 4-2B.

Figure 4-2A

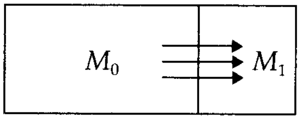
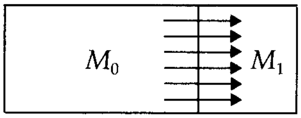


Figure 4-2B



Chaque groupe M_0 est en définitive un réservoir d'un même nombre de sujets qui risquent de développer la maladie. On note par ailleurs une différence entre les deux figures. Le débit de transfert, c'est-à-dire le nombre de transferts de M_0 vers M_1 par unité de temps, est plus élevé à la figure 4-2B qu'à la figure 4-2A. Cette différence entre les débits de transfert ne peut pas être expliquée par une différence des tailles de ces deux groupes M_0 puisque celles-ci sont égales. Comment alors expliquer cette différence si ce n'est que par un transfert plus rapide à la figure 4-2B? Il y a différence dans les *vitesses de transfert,* c'est-à-dire dans la rapidité avec laquelle les réservoirs M_0 s'écoulent vers M_1.

À partir de la relation [1], on peut exprimer la vitesse de transfert en fonction du débit et de la taille de M_0:

$$\text{Vitesse (de transfert)} = \frac{\text{débit (de transfert)}}{M_0 \text{ (taille de)}} = \frac{\text{nombre de transferts}/\Delta t}{M_0} = \frac{\text{nombre de transferts}}{M_0 \times \Delta t}$$

où Δt représente l'intervalle de temps exprimé en unité de temps (mois, année ...) et M_0 la taille du groupe à risque. (On note que le symbole M_0 désigne, suivant le contexte, ou bien le nom du groupe ou bien le nombre d'individus qui le composent, c'est-à-dire la *taille.* Il en est de même pour M_1.)

Suivant l'usage en épidémiologie, nous emploierons le terme « taux » (de transfert) plutôt que « vitesse » (de transfert).

$$\text{Taux (de transfert)} = \frac{\text{nombre de transferts}}{M_0 \times \Delta t}$$

Toutefois, l'usage ne devrait pas faire oublier qu'il s'agit d'une vitesse de transfert. (Le mot « transfert » est un terme générique. Il peut désigner un décès ou encore un nouveau cas de maladie.)

Dans une population de 300 000 individus risquant de développer une maladie M, sur une période de deux ans, on observe 120 nouveaux cas de transfert (maladie), le taux de transfert correspondant est donné par

$$\frac{120 \text{ cas}}{300\,000 \text{ personnes} \times 2 \text{ ans}}$$

c'est-à-dire 20 cas par 100 000 personnes-années.

Relativement à cette notion de taux, il est opportun d'apporter quelques remarques.

- Dans l'exemple précédent, le débit et le taux ont été calculés sur une période relativement longue, en l'occurrence deux ans: en ce sens, nous obtenons une mesure moyenne. Dans la population, le débit moyen est de 60 nouveaux cas par année et le taux moyen de 20 nouveaux cas par 100 000 personnes par année. Des mesures instantanées, c'est-à-dire calculées sur un très court intervalle de temps (à la limite nul), sont intéressantes au plan théorique mais au plan pratique difficiles, voire impossibles à obtenir. Ainsi, les taux utilisés en épidémiologie sont généralement des mesures moyennes.
- En pratique, si le groupe M_0 compte pour la quasi-totalité de la population, ce qui revient à dire que le groupe M_1 est négligeable par rapport au groupe M_0, alors on peut raisonnablement remplacer la taille M_0 par celle de la population totale. Cette substitution se fait lorsque la population

totale est plus facilement identifiable que le groupe M_0.

- Les épidémiologistes, par tradition, utilisent le terme « taux », soit pour traduire l'idée de transfert, soit pour désigner certaines proportions. De plus, une certaine confusion règne en épidémiologie où ce mot sert à qualifier aussi bien le débit que la vitesse de transfert. Pour plus de clarté et de rigueur, nous réserverons le terme « taux » pour désigner la vitesse de transfert.

CONCEPT DE PERSONNES-TEMPS À RISQUE

Selon la définition d'un taux de transfert, le dénominateur est donné par l'expression $M_0\Delta t$. Le dénominateur d'un taux s'exprime donc en unités complexes : des *personnes-temps à risque,* par exemple des personnes-années à risque. Ces unités, que nous désignerons par le symbole *PT,* comprennent à la fois le nombre de personnes à risque et, pour chacune d'elles, la durée du risque pour la période d'observation. Un individu à risque de la maladie *M,* en observation depuis le 1er juillet et demeuré à risque jusqu'à la fin de l'étude, soit le 31 décembre de la même année, a cumulé six mois ou plus exactement 184 jours de risque. Cette personne compte alors pour 184 personnes-jours à risque. Une autre personne à risque, en observation aussi depuis le 1er juillet mais affectée par la maladie *M* le 1er octobre de la même année, cumule 92 personnes-jours à risque. Notons que la contribution apportée par cette deuxième personne cesse le jour où elle développe la maladie. La contribution des deux personnes totalise 276 personnes-jours à risque.

On peut représenter cette contribution par une surface dans le plan cartésien, comme à la figure 4-3. Le concept de personnes-temps à risque s'interprète bien comme une surface.

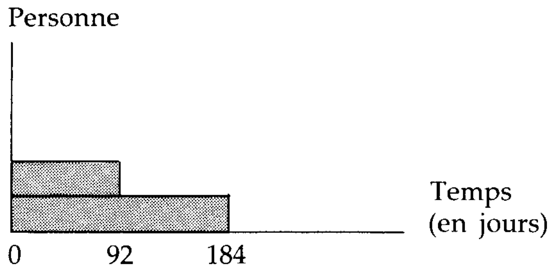
En définitive, pour bien assimiler ce concept étrange de personnes-temps, il suffit de comprendre qu'une personne à risque de maladie M suivie pendant un siècle (Noé par exemple) compte numériquement pour 36 525 personnes-jours à risque ou encore 100 personnes-années à risque.

CALCUL DES PERSONNES-TEMPS À RISQUE DANS UNE POPULATION FERMÉE (OU COHORTE)

CALCUL EXACT

Le calcul du nombre de personnes-temps à risque cumulé par une cohorte est la somme directe du nombre de personnes-temps à risque cumulé par chacun des membres de la cohorte. Par exemple, la cohorte de dix personnes décrite à la figure 4-4 compte exactement pour 152 personnes-semaines à risque, soit dans l'ordre (du haut vers le bas) la somme 20+4+17+20+11+20+6+ 20 + 14 + 20 personnes-semaines.

Figure 4-3



CALCUL APPROXIMATIF

En disposant les dix rectangles de la figure 4-4 suivant la durée du risque, on obtient la figure 4-5.

La surface totale de ces rectangles peut être approximée par celle du trapèze délimité par la ligne discontinue. L'estimation est d'autant meilleure que le débit de nouveaux cas dans la cohorte est constant pour la période. Rappelons que la surface d'un trapèze est obtenue en multipliant la demi-somme des bases par la hauteur. Dans l'exemple, la demi-somme $(10 + 5)/2$ (personnes) représente une estimation du nombre de personnes à risque au milieu de la période d'observation et la hauteur 20 (semaines) représente la durée de la période. La surface obtenue $\frac{10 + 5}{2} \times 20$ (150 personnes-semaines) est une estimation du nombre exact 152 (personnes-semaines) calculé précédemment.

CALCUL DES PERSONNES-TEMPS À RISQUE DANS UNE POPULATION OUVERTE

Le calcul du nombre de personnes-temps à risque dans une population ouverte est généralement approximatif puisque, en pratique, il est difficile de déterminer la contribution de chaque individu d'une telle population. Le calcul approximatif se fait comme dans le cas des populations fermées.

Considérons une population ouverte de 500 000 individus à risque d'une maladie, observés pendant une période de deux ans. Supposons que la taille de cette population reste inchangée tout au long de la période d'observation. Le nombre de personnes-années à risque pour cette maladie, cumulé par cette population, est alors de

500 000 personnes x 2 ans =
1000 000 personnes-années.

Considérons encore une population ouverte observée pendant une période de deux ans, mais cette fois dont la taille est instable.

Figure 4-4

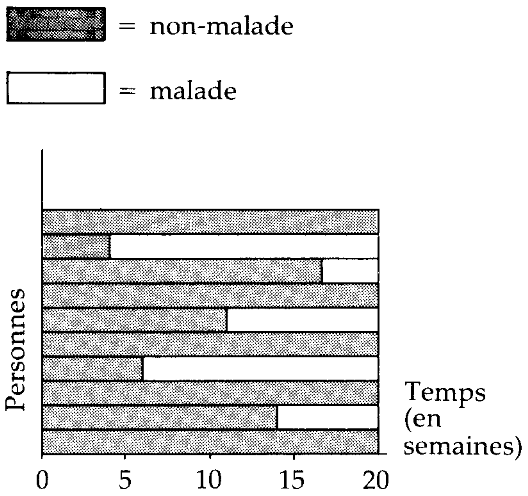
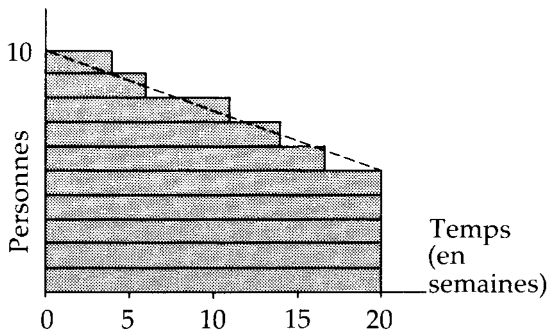


Figure 4-5



De 400 000 qu'elle était au début de la période d'observation, elle passe à 500 000 à la fin de la période. Le nombre cumulé de personnes-années à risque est estimé à

$$\frac{400\,000 + 500\,000}{2} \text{ personnes} \times 2 \text{ ans},$$

soit 900 000 personnes-années.

Rappelons que la valeur numérique de personnes-temps à risque change avec l'unité de temps. Par exemple, 1000 personnes-années à risque a la même valeur, numériquement, que 100 personnes-décades à risque, 12 000 personnes-mois à risque ou encore 52 000 (plus exactement 52 035) personnes-semaines à risque... Bien que les valeurs numériques changent avec le choix de l'unité de temps, la quantité de personnes-temps à risque demeure la même. Il est donc important de bien spécifier l'unité de temps lorsqu'on parle de personnes-temps à risque.

MESURES DE FRÉQUENCE PARTICULIÈRES

Nous allons maintenant aborder des mesures de fréquence particulières à la description de la maladie et du décès dans une population.

Mesures de fréquence de la maladie

Nous distinguons les mesures de prévalence et celles d'incidence. Les premières réfèrent à la description de la fréquence des cas de maladie à un moment donné. Elles s'adressent donc à la description d'un état « être malade » à un moment donné. Les mesures d'incidence se rapportent à la description de la fréquence des nouveaux cas de maladie qui se sont déclarés au cours d'une période de temps déterminée. Elles s'adressent donc à la description d'un événement « devenir malade » dans une période déterminée.

MESURES DE PRÉVALENCE

Considérons une population (statique) dont les individus sont ou affectés par une maladie spécifiée, ou non-affectés mais à risque de l'être. Le nombre P de cas affectés par la maladie à un moment déterminé est appelé le *nombre de cas prévalents ou* la *prévalence* de la maladie. On définit la *prévalence relative (Pr)* d'une maladie dans une population comme le rapport entre la prévalence et le nombre de personnes dans cette population au moment considéré. Si, dans cette population, S désigne le nombre d'individus non-affectés mais qui risquent de l'être, alors:

$$Pr = \frac{P}{S + P}$$

Il faut souligner que la prévalence relative est la proportion des cas prévalents de la maladie dans la population à un moment donné. Comme proportion, cette mesure est un nombre pur, n'a pas d'unité. Par ailleurs, c'est une mesure instantanée en ce sens qu'elle donne cette proportion à un instant donné. Dans le langage courant, le terme prévalence » est utilisé pour désigner aussi bien la prévalence que la prévalence relative. Sans aller à l'encontre de cet usage, nous avons choisi de distinguer dans ce texte les deux termes.

On a recensé au 1er juin d'une année X, 100 cas de diabète dans une population de 5000 individus. La prévalence relative du diabète dans cette population à la date considérée est alors de :

$$\frac{100 \text{ cas}}{5000 \text{ individus}} = 0{,}02 \text{ (ou 2 \%)}.$$

Au cours d'une enquête portant sur 50 282 naissances, on a diagnostiqué 404 cas de malformation cardio-vasculaire. La prévalence relative à la naissance de malformations cardio-vasculaires dans ce groupe est de :

$$\frac{404 \text{ cas}}{50\,282 \text{ naissances}} = 0{,}008 \text{ (ou 8 par 1000)}.$$

MESURES D'INCIDENCE

Au cours d'une période allant de *t0 à* t1, un individu peut, en regard d'une certaine maladie, passer de l'état de non-malade à celui de malade. Si un individu non-malade le devient en cours de période, il est appelé « cas incident de la maladie » pour cette période. Le nombre I de cas incidents observés dans une population dynamique au cours d'une période est appelé *l'incidence* de la maladie dans cette population. Nous définirons deux mesures relatives à l'incidence, l'une ayant trait à la vitesse de transfert ou de propagation de la maladie, soit le taux d'incidence, l'autre se rapportant au risque d'être affecté par la maladie, soit l'incidence cumulative.

TAUX (OU DENSITÉ) D'INCIDENCE

Par définition, le *taux d'incidence (Ti)* est le rapport de l'incidence I sur le nombre de personnes-temps à risque *(PT)* cumulé par la population en observation.

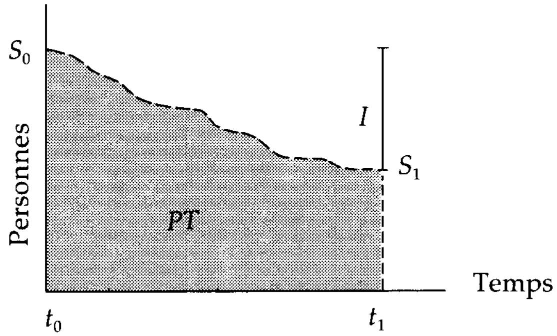
$$Ti = \frac{I}{PT}$$

Le taux d'incidence est une mesure de la vitesse de transfert de l'état de non-malade à celui de malade ou encore de la vitesse de propagation d'une maladie dans une population à risque. Le taux d'incidence est aussi connu sous le nom de *densité d'incidence.*

Considérons la figure 4-6 qui décrit l'évolution de la maladie dans une population fermée. Au temps t_0, la population comprend S_0 individus à risque, alors qu'au moment t_0, qui correspond à la fin de la période, la population à risque n'est plus que de S_1 individus. Si l'on admet que les sorties de la population ne sont dues qu'aux cas incidents, l'incidence sur la période est de $S_0 - S_1$, soit la mesure du segment I. La surface tramée *PT* représente le nombre de personnes-temps à risque cumulé. Le taux

d'incidence est le rapport $\frac{I}{PT}$.

Figure 4-6



À la rentrée des classes, sur 1000 écoliers, 100 sont déclarés atteints d'une infection les marquant pour quelques années. Un an plus tard, les 900 écoliers non-affectés sont réexaminés et on décèle cette fois 50 nouveaux cas d'infection. On peut donc estimer à 50 l'incidence pour la période d'un an. Le nombre d'écoliers-années à risque est estimé par le produit du nombre moyen d'écoliers à risque, soit:

$$\frac{900 + 850}{2}$$

par la durée de la période, soit un an. On obtient alors 875 écoliers-années à risque.

$$\frac{900 + 850}{2} \times 1 = 875 \text{ (écoliers-années à risque).}$$

Ce nombre d'écoliers-années obtenu par calcul approximatif correspond à la surface du trapèze de la figure 4-7.

Enfin le taux d'incidence est estimé à:

$$Ti = \frac{\text{50 nouveaux cas}}{\text{875 écoliers-années à risque}}$$

$$= \text{57,1 cas par 1000 écoliers-années à risque.}$$

Considérons maintenant la figure 4-8 qui, pour la période de t_0 à t_1, décrit l'évolution de la maladie dans une population ouverte. Chaque point représente un cas incident et la surface *PT* les personnes-temps à risque cumulées. Le taux d'incidence est alors estimé par le rapport du nombre de points à la surface *PT*.

En Sanpulie, on a noté 276 nouveaux cas de tuberculose au cours d'une période de deux ans pour une population estimée à 5200 000 personnes. Le taux d'incidence de la tuberculose en Sanpulie pour la période considérée est donc de

$$Ti = \frac{\text{276 nouveaux cas}}{\text{5200 000 personnes} \times \text{2 ans}}$$

$$= \text{2,65 cas par 100 000 personnes-années.}$$

Figure 4-7

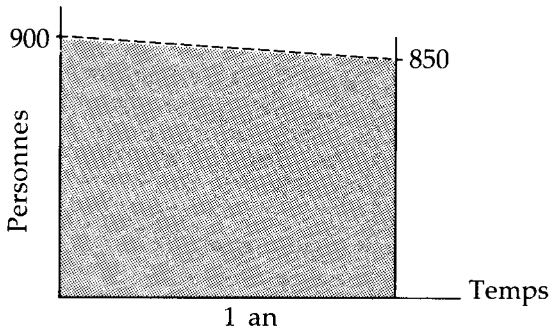
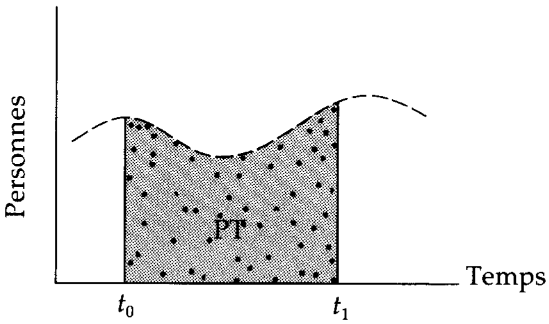


Figure 4-8



INCIDENCE CUMULATIVE

Retournons à la figure 4-6 qui décrit l'évolution de la maladie dans une population fermée pour la période t_0 à t_1. *L'incidence cumulative (Ic)* est définie pour cette période par le rapport de l'indicence I sur le nombre S_0 d'individus à risque au début de la période. On peut écrire

L'incidence cumulative est une proportion; son calcul suppose que tous les individus de la cohorte à risque ont été observés pour la période déterminée, c'est-à-dire qu'il n'y a eu de la cohorte à risque aucun retrait autre que ceux attribuables à la maladie considérée. Pour cette raison, dans le reste du texte, nous comprendrons toujours que l'incidence cumulative est une « mesure (probabilité) conditionnelle », dans le sens qu'elle est calculable seulement si cette condition est respectée. En pratique, le calcul direct de l'incidence cumulative satisfait rarement cette condition; il y a toujours de la cohorte des retraits inévitables comme les « perdus-de-vue », les décès, ... Cependant, si l'amoindrissement de la cohorte est faible, l'estimation de l'incidence cumulative peut être tout à fait convenable. Dorénavant, nous comprendrons toujours que l'incidence cumulative est une probabilité conditionnelle (la notion de probabilité est présentée au chapitre 10).

L'incidence cumulative est un nombre pur exprimé le plus souvent en pourcentage. La durée de la période doit toujours être explicitée, par exemple, l'incidence cumulative à un an, deux ans, etc. Sans cette spécification, l'incidence cumulative n'est pas interprétable.

Considérons à nouveau l'exemple des 1000 écoliers. L'incidence cumulative à un an est de 50 nouveaux cas parmi les 900 écoliers à risque du début de la période. On peut donc dire que l'incidence cumulative à un an est de $^{50}/_{900}$ ou 5,6 %.

$$Ic\ (1\ \text{an}) = \frac{50}{900} = 0{,}056\ (\text{ou}\ 5{,}6\ \%)$$

Dans une population de 1500 écoliers chez qui aucune infection n'a été décelée à la rentrée des classes, on détecte, deux ans plus tard, six cas d'infection. Alors l'incidence cumulative à deux ans pour cette infection est de six cas pour 1500 écoliers, soit 0,4 %.

$$Ic\ (2\ \text{ans}) = \frac{6}{1500} = 0{,}004\ (\text{ou}\ 0{,}4\ \%).$$

Dans le langage courant, certains utilisent le terme « incidence » pour désigner le taux d'incidence, d'autres pour désigner l'incidence par unité de temps, d'autres comme synonyme d'incidence cumulative. Quant à nous, nous réservons ce terme pour désigner le nombre de cas incidents. L'incidence cumulative est souvent remplacée par *taux d'attaque,* particulièrement en infectiologie.

RELATIONS ENTRE CERTAINES MESURES

Nous allons examiner maintenant quelques relations entre certaines mesures de fréquence de la maladie, entre la prévalence (P) et l'incidence (I), entre la prévalence relative *(Pr)* et le taux d'incidence (Ti), enfin entre le taux d'incidence *(Ti)* et l'incidence cumulative (*I*c).

RELATION ENTRE LA PRÉVALENCE ET L'INCIDENCE

De façon générale, la prévalence varie comme le produit de l'incidence et de la durée moyenne de la maladie. On écrit:

$$P \sim \frac{I}{\Delta t} \times \bar{d}$$

où P représente la prévalence, $I/\Delta t$ le débit des nouveaux cas et d la durée moyenne de la maladie. Les figures 4-9A et 4-9B illustrent cette dépendance. Dans ces diagrammes, l'axe vertical représente la population à risque et l'axe horizontal, le temps. Chaque segment horizontal représente un cas de maladie dont la durée est mesurée par la longueur du segment compris entre les lignes obliques D et F.

Pour une durée constante (figure 4-9A), une variation du débit ($I/\Delta t$) entraîne une variation dans le même sens pour la prévalence. Pour la période observée, le débit augmente et, de façon équivalente, la prévalence. Par exemple, au moment t_1, elle est de 3 et au moment t_2, elle est de 6. Pour un débit constant (figure 4-9B), une variation de la durée $\bar{d}$ entraîne une variation dans le même sens pour la prévalence (P). Par exemple, au moment t_1 ce nombre est de 4 et au moment t_2, il est de 6.

Pour une maladie fatale donnée, l'amélioration du traitement permettant de reculer l'échéance du décès sans toutefois guérir peut se traduire dans un effet « paradoxal » d'un accroissement de la prévalence de la maladie en raison d'un accroissement de la durée moyenne de la maladie. Ce fut le cas de la tuberculose au début des traitements par les antibiotiques. Une diminution dans la prévalence des malades hospitalisés dans les établissements psychiatriques peut s'expliquer par une réduction de la durée moyenne d'hospitalisation de ces malades.

Si la maladie est en situation d'équilibre dans une population stable, la relation devient :

$$P = \frac{I}{\Delta t} \times \bar{d} \qquad [2]$$

Figure 4-9A

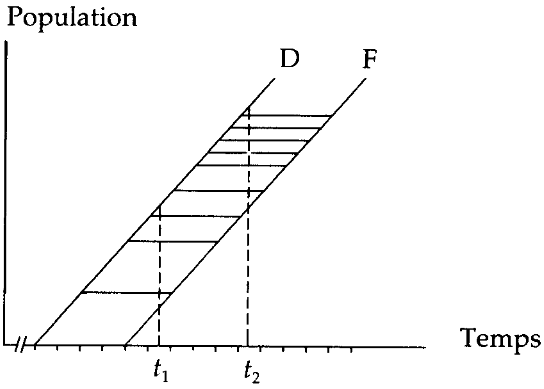
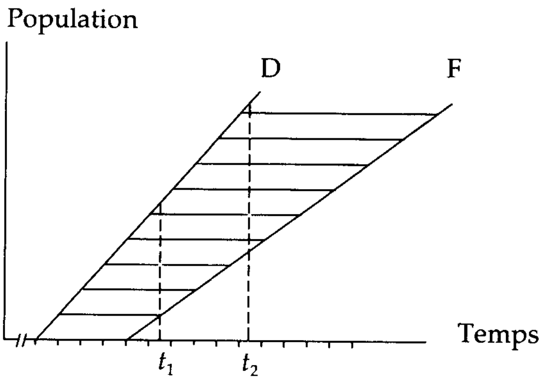


Figure 4-9B



Par maladie en *situation d'équilibre,* on entend que le débit de malades et la distribution de la durée de la maladie sont constants pour la période d'observation. Par *population stable,* on entend une population dont la taille reste constante et sur laquelle la répartition de la maladie suivant ses différents facteurs de risque (âge, sexe, ...) reste la même.

La figure 4-10 nous permet de vérifier la relation [2]. Dans ce diagramme, la maladie est en état d'équilibre: le débit est constant (1 cas par unité de temps), la durée moyenne est constante ($\bar{d}$ = 4 unités de temps). Les lignes discontinues permettent de reconnaître les prévalences aux temps spécifiés t_1 et t_2.

On trouve donc:

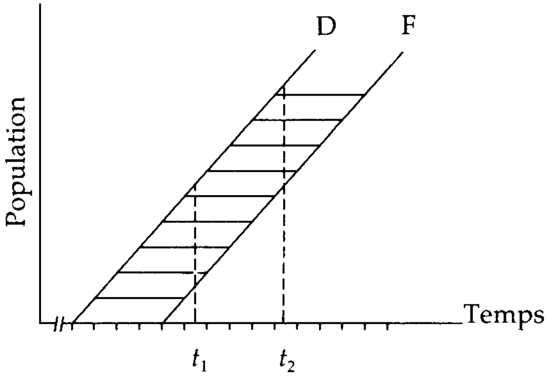
P_1 (prévalence au temps t_1) = 4 cas

P_2 (prévalence au temps t_2) = 4 cas.

Il est facile de vérifier que

$$P_1 = P_2 = \frac{I}{\Delta t} \times \bar{d}.$$

Figure 4-10



RELATION ENTRE LA PRÉVALENCE RELATIVE ET LE TAUX D'INCIDENCE

Pour une maladie en état d'équilibre dans une population stable, on a la relation :

$$P = \frac{I}{\Delta t} \times \bar{d}$$

À partir de cette équation, on peut facilement obtenir par manipulations algébriques une relation entre la prévalence relative *(Pr)*, le taux d'incidence *(Ti)* et la durée moyenne *($\bar{d}$)* de la maladie. En effet, à partir de la relation citée, on a

$$\frac{P}{S+P} = \frac{I}{\Delta t} \times \frac{\bar{d}}{S+P}$$

$$\frac{P}{S+P} = \frac{I}{\Delta t} \times \frac{\bar{d}}{S+P} \times \frac{S}{S}$$

$$\frac{P}{S+P} = \frac{I}{S \times \Delta t} \times \frac{\bar{d}}{1} \times \frac{S}{S+P}$$

ce qui peut s'écrire

$$Pr = Ti \times \bar{d}\,(1 - Pr)$$

La relation que nous cherchons est donnée par:

$$\frac{Pr}{1 - Pr} = Ti \times \bar{d}$$

ou, dans une forme équivalente, par:

$$Pr = \frac{Ti \times \bar{d}}{1 + Ti \times \bar{d}}$$

Dans le cas où la prévalence relative est faible ($1 - Pr \sim 1$), on obtient:

$$Pr \simeq Ti \times \bar{d}.$$

Si, dans une population stable, le taux d'incidence d'une maladie (en situation d'équilibre) est de deux cas pour 1000 personnes-années à risque ($Ti = 0{,}002$ par année) et la durée moyenne de cette maladie est cinq ans ($\bar{d} = 5$ ans), alors la prévalence relative de cette maladie est, à un moment quelconque, de 0,0099. Puisque Pr est faible, on peut en bonne approximation écrire:

$$Pr = \frac{0{,}002}{\text{an}} \times 5 \text{ ans} = 0{,}01$$

RELATION ENTRE LE TAUX D'INCIDENCE ET L'INCIDENCE CUMULATIVE

Dans une population dynamique fermée observée du temps t_0 au temps t_1, aux conditions d'un taux d'incidence *(Ti)* constant pour la période et d'aucun retrait autre que ceux attribuables à la maladie considérée, on peut démontrer que

$$Ic = 1 - e^{-Ti(t_1 - t_0)}$$

où e est le nombre népérien (e = 2,71828...). Si le produit $Ti\ (t_1 - t_0)$ est faible, l'expression peut être simplifiée à

$$Ic \simeq Ti\,(t_1 - t_0)$$

Cette relation permet de passer du taux d'incidence à l'incidence cumulative et inversement.

Si on reprend l'exemple des 1000 écoliers où l'incidence cumulative à un an d'infection est de 0,056 et le taux d'incidence de 0,0571 cas par personne-année, on vérifie facilement que

$$Ic\,(= 0{,}056) = 1 - e^{-0{,}0571 \times 1}$$

Cette relation est d'autant plus intéressante qu'elle nous permet d'estimer dans une population ouverte l'incidence cumulative. Rappelons qu'il est difficile de calculer directement l'incidence cumulative dans une population ouverte.

Mesures de fréquence des décès

La description de la fréquence des décès passe par les mesures d'incidence qui sont des mesures de fréquence d'événements. On comprendra que la prévalence, qui est une mesure de fréquence d'état, y est sans intérêt. Le décès, comme événement, intéresse la santé. À la limite, c'est l'événement qu'on veut à court terme éviter, sinon retarder. Le décès est l'événement final. Une fois produit, l'événement décès définit pour l'individu un état irréversible, permanent qui, au plan scientifique, ne connaît pas de terme et a une durée indéfinie. L'état « être mort » soustrait à jamais l'individu de tout risque de toute maladie, y compris du risque de décéder bien entendu. L'état « être mort » ne comporte aucune information qui puisse intéresser la description d'un problème de santé. Comme nous venons de le souligner, il en va autrement pour l'événement décès.

Nous avons différencié, pour la maladie, le taux d'incidence de la probabilité (ou incidence cumulative) : nous ferons de même pour le décès en distinguant taux de décès et probabilité de décès. Les mesures d'incidence du décès ne peuvent être calculées que sur des populations dynamiques.

TAUX DE DÉCÈS (OU DE MORTALITÉ)

Le taux de décès (T_D) ou de mortalité d'une population pour une période déterminée se définit comme un taux d'incidence, soit ici le rapport de l'incidence des cas de décès (I_D) sur le nombre cumulé de personnes-temps à risque *(PT)* de décéder, dans la population pour la période déterminée.

$$T_D = \frac{I_D}{PT}.$$

Généralement, l'unité de temps considérée est un an. Le taux est alors exprimé en personnes-années à risque.

Les taux de décès peuvent être utilisés pour décrire la mortalité dans une population générale sans autre considération particulière : ce sont des taux bruts. Pour une description plus complète, il convient de décrire la mortalité suivant certaines catégories de variables ou de causes: ce sont les taux spécifiques.

TAUX BRUT DE DÉCÈS

Pour une population donnée, on définit le *taux brut* de décès comme le rapport entre le nombre de décès survenus au cours d'une période donnée et le nombre de personnes-temps cumulées pour cette période, sans référence particulière à un sous-groupe de la population considérée ou à une cause spécifique.

$$\text{Taux brut de décès} = \frac{\text{nombre de décès pendant la période}}{\text{personnes-temps}}$$

Si, en Sanpulie au cours d'une année, il y a eu 32 855 décès dans une population de 5133 580, alors le taux brut de mortalité est de 6,4 décès par 1000 personnes-années.

$$T_D\,(\text{brut}) = \frac{32\,855 \text{ décès}}{5133\,580 \text{ personnes-années}}$$

$$= 6{,}4 \text{ décès par } 1000 \text{ personnes-années.}$$

Le taux brut est influencé par la structure de la population par âge ou suivant d'autres variables. Le taux brut regroupe également la totalité des causes de décès et ainsi n'apporte pas d'information sur l'importance relative de celles-ci.

TAUX SPÉCIFIQUE DE DÉCÈS

Les taux de décès peuvent être spécifiques en regard d'une cause de décès ou encore pour certains sous-groupes caractérisés par l'âge, le sexe, l'occupation ou autre.

Si l'on s'intéresse à une cause particulière de décès dans une population le taux spécifique de décès par cette cause (ou *taux de décès par une cause)* se définit comme suit:

$$\text{Taux de décès par une cause} = \frac{\text{nombre de décès dus à cette cause}}{\text{personnes-temps}}.$$

En Sanpulie au cours d'une année, il y a eu 159 décès dus à la tuberculose dans une population de 5133 580; le taux spécifique de décès par tuberculose est alors de 3,1 décès par 100 000 personnes-années.

Si l'on s'intéresse à un sous-groupe particulier de la population caractérisé par l'âge, le sexe ou toute autre variable, le taux spécifique à ce sous-groupe est mesuré par:

$$\frac{\text{Nombre de décès dans ce sous-groupe}}{\text{Personnes-temps cumulées dans ce sous-groupe}}.$$

En Épidélie au cours d'une année, il y a eu 5601 décès dans le groupe d'âge 50-59 ans, celui-ci comprenant 572 900 individus. Le taux de décès pour ce groupe d'âge est de 9,8 décès par 1000 personnes-années.

En Épidélie au cours d'une année, il y a eu 13 721 décès dans la population masculine de 1960 140 individus. Le taux de décès dans la population masculine est de 7,0 décès par 1000 personnes-années.

Nous donnons dans l'annexe de ce chapitre la description de quelques mesures de mortalité particulières se rapportant à la période foeto-infantile.

PROBABILITÉ DE DÉCÈS
(OU DE MORTALITÉ)

Une probabilité de décès utile à considérer est la létalité, c'est-à-dire la probabilité de décéder pour une personne atteinte d'une maladie donnée. Une autre probabilité intéressante est celle spécifique à un groupe d'âge. Quelle est, par exemple, la probabilité de décéder avant 65 ans pour un individu qui a atteint l'âge de 60 ans?

LÉTALITÉ

Une personne atteinte d'une maladie peut décéder de cette maladie ou mourir d'une autre cause. Un individu atteint du cancer de la vessie peut décéder des suites de ce cancer, mais peut aussi décéder dans un accident de la route. Ces faits nous amènent à distinguer deux sortes de létalité: 1) la létalité par la cause; et 2) la létalité toute cause.

Pour une cohorte de nouveaux cas d'une maladie observés au cours d'une période donnée, on définit la *létalité toute cause* (ou simplement la *létalité)* comme la proportion de décès toute cause survenus dans cette cohorte durant la période considérée.

$$\text{Létalité (toute cause)} = \frac{\text{nombre de décès toute cause}}{\text{nombre de nouveaux cas dans la cohorte}}.$$

Avec la létalité, on doit toujours indiquer la durée de la période d'observation: létalité à six mois, à un an, à deux ans, etc. Notons au passage que la létalité est une incidence cumulative de décès.

Dans une cohorte de 150 nouveaux cas d'une maladie, on a dénombré, après un an d'observation, douze décès toute cause. La létalité toute cause à un an est donc de $^{12}/_{150}$, soit 8 %.

Selon l'usage, on parle de taux de létalité. Cependant, on aura reconnu que la létalité, comme l'incidence cumulative, n'est pas un taux, mais une proportion (une probabilité). Généralement, on s'intéresse davantage à la probabilité complémentaire de la létalité, c'est-à-dire la probabilité de survie. Nous abordons et développons cette notion au chapitre 11.

La *létalité par la cause* d'une maladie est limitée aux seuls décès par cette maladie.

$$\text{Létalité par la cause} = \frac{\text{nombre de décès par la maladie}}{\text{nombre de nouveaux cas dans la cohorte}}.$$

La létalité par la cause comporte une difficulté majeure dans son estimation. Reportons-nous à l'exemple précédent où trois décès sont survenus par autre cause. Il faut bien souligner qu'au moment où un individu décède, il cesse alors d'être à risque de décéder pour la maladie considérée. Dans cet exemple, les trois individus décédés par autre cause ne peuvent donc être inclus ni totalement dans le dénominateur, ni totalement dans le numérateur, puisqu'ils n'ont pas couvert la période entière de risque et qu'ils y ont été exclus par autre cause que le décès par la maladie. La létalité par la cause à un an est-elle alors de $^{9}/_{150}$ ou de $^{9}/_{47}$? La létalité par la cause devrait être comprise comme la probabilité conditionnelle de décéder de la maladie, la condition étant qu'il n'y ait pas d'autre cause. En pratique, cette mesure est peu utilisée et remplacée par la mesure de survie relative. Cette notion sera abordée au chapitre 11.

PROBABILITÉ DE DÉCÈS DANS UN GROUPE D'ÂGE

Supposons que le taux de décès chez les hommes du groupe d'âge 60-64 ans soit de 25 par 1000 personnes-années. Quelle est la probabilité qu'un homme qui vient d'avoir 60 ans décède avant son 65^{e} anniversaire? Cette probabilité est facile à calculer si on adapte au problème du décès la formule suivante que nous avons vue un peu plus haut:

$$Ic = 1 - e^{-Ti\,(t_1 - t_0)}.$$

Adaptée au problème de décès, cette relation devient :

$$q_x = 1 - e^{-T_{D_x} \cdot h_x}$$

où T_{Dx} dénote le taux de décès du groupe d'âge x, h_x l'intervalle d'âge, par exemple 5 ans pour le groupe d'âge 60-64 ans, *et* q_x la probabilité recherchée. T_{Dx} doit être constant sur le groupe d'âge *x*.

Si on pose $T_{D_{60\text{-}64\ \text{ans}}} = 0{,}025$, $h_{60\text{-}64\ \text{ans}} = 5$ ans,

on a :

$$q_{60\text{-}64\ \text{ans}} = 1 - e^{-0{,}025 \times 5\ \text{ans}}$$

$$= 0{,}1175 \text{ ou } 11{,}75\ \%.$$

RELATION ENTRE LE TAUX DE DÉCÈS, LE TAUX D'INCIDENCE ET LA LÉTALITÉ PAR LA CAUSE

Considérons une maladie M en état d'équilibre dans une population stable. Ce pourrait être, par exemple, en bonne approximation, l'infarctus du myocarde considéré dans une vaste population (celle d'un pays) sur une période de cinq ans. Identifions une cohorte de nouveaux cas de cette maladie et observons chaque cas jusqu'à la disparition de la maladie, celle-ci pouvant cesser de deux façons exclusives : la guérison ou le décès. Le décès lui-même est dû à la maladie *M* ou à une autre cause, comme l'illustre la figure 4-11. On y identifie donc trois types de sortie: 1) la guérison; 2) le décès par la cause *M;* et 3) le décès par autre cause.

Figure 4-11

Nouveaux cas → guérison
Nouveaux cas → décès → par la maladie *M*
Nouveaux cas → décès → par autre cause

Dans cette cohorte, la proportion de décès par la cause *M* est en quelque sorte une létalité par la cause *(*L*c)* que nous qualifierons de finale, en ce sens que chaque nouveau cas est suivi jusqu' à la disparition de la maladie.

La stabilité de la population garantit la constance de cette proportion (L*c*). Si on applique cette proportion (L*c*) au nombre total de sorties S qui se sont produites dans cette population pour une période déterminée, on obtient le nombre de décès par la maladie *M* (D_M) pour cette même période. On peut écrire :

$$D_M = S \times L_C.$$

De plus, la situation d'équilibre de la maladie assure justement l'équilibre entre les sorties S et les entrées I (incidence, nouveaux cas). On peut donc remplacer dans l'équation précédente S par I, pour obtenir:

$$D_M = I \times L_C.$$

La relation tient également pour les taux.

$$T_{D_M} = Ti \times L_C.$$

Cette relation illustre bien le fait que la mortalité est dépendante tant de l'incidence que de la létalité. Tout changement dans la mortalité par une maladie peut s'expliquer par des changements dans l'une ou l'autre des deux composantes *I* et *Lc*. Si, par des mesures préventives, on diminue l'incidence d'une maladie, alors la mortalité sera pour autant diminuée. Si, par les interventions curatives, on réduit la létalité, on trouvera aussi une diminution correspondante dans la mortalité. La prévention et le traitement sont les deux modes complémentaires d'intervention pour réduire la mortalité d'une maladie.

OPÉRATIONS SUR LES MESURES

Peut-on additionner des mesures spécifiques de fréquence pour obtenir une mesure globale? Nous tenterons de répondre à cette question dans les sections suivantes.

Somme arithmétique de mesures

Au cours d'une année, on observe dans un groupe de 20 000 enfants âgés de un à cinq ans, 18 décès par accident de véhicule motorisé et 162 décès par autre type d'accident (accident digestif ou respiratoire, chute ...). On a alors respectivement les taux de décès de 9 par accident de véhicule et de 81 par autre type d'accident pour 10 000 personnes-années. Dans la même population, on observe au total 180 décès par accident, d'où un taux de 90 décès pour 10 000 personnes-années. Il en résulte la règle simple que le taux de décès par accident est la somme (9 + 81 par 10 000) des décès par accident de véhicule et par autre type d'accident. De façon générale, si le numérateur *N* est décomposable en parties mutuellement exclusives N_1 et N_2, on peut écrire la relation suivante pourvu que le dénominateur D ne change pas:

$$\frac{N}{D} = \frac{N_1}{D} + \frac{N_2}{D}.$$

Dans l'exemple, le dénominateur est toujours le même, soit 20 000 personnes-années. Les numérateurs N_1 et N_2 constituent une partition des décès par accident.

Si la décomposition N_1, N_2, ..., N_k, est une partition de N, alors on a:

$$\frac{N}{D} = \frac{N_1}{D} + \ldots + \frac{N_k}{D}.$$

Suivant cette règle, la somme des taux spécifiques de décès par chacune des causes dans une population est égale au taux brut de décès. Cette règle n'est pas universelle comme nous allons maintenant le constater.

Somme pondérée de mesures

Au cours d'une année, on a observé 500 décès dans une population de 1000 000 de personnes. Le tableau 4-1 illustre la distribution d'âge pour cette population et la répartition des 500 décès par groupe d'âge. Les taux de décès sont exprimés par 100 000 personnes-années.

Chaque mesure spécifique réfère à la mortalité dans un sous-groupe particulier et exclusif de la population. Ces sous-groupes sont, dans notre exemple, 35-54, 55-64 et 65-74 ans; ils sont tous différents et composent la population entière :

600 000 + 300 000 + 100 000 = 1000 000.

Cette situation est différente de celle de l'exemple précédent, où les mesures spécifiques, comme la mesure brute, référaient toutes à la même population de 20 000 personnes. Il est donc erroné de considérer ici le taux brut de décès (50) comme la somme arithmétique des taux de décès spécifiques aux groupes d'âge (10, 60 et 260) :

$$50 \neq 10 + 60 + 260$$

Le taux brut de décès *(Te)* est plutôt une somme pondérée des taux spécifiques de décès (T_D):

$$T_D = \Sigma\, p_x T_{D_x}.$$

Cette relation est facilement vérifiable:

50 = (0,60 x 10) + (0,30 x 60) + (0,10 x 260)

où les proportions 0,60, 0,30 et 0,10 sont les coefficients de pondération qui, ensemble, forment un système de poids. De manière générale, tout ensemble $(p_{,x})$ de coefficients avec les deux propriétés $0 \leq p_x \leq 1$ et $\Sigma p_x = 1$ constitue un système de poids.

Le taux brut apparaît bien comme une somme pondérée des taux spécifiques. De

Tableau 4-1

Groupe d'âge *(x)*	Personnes-années	Proportion (P_x)	Décès (D_x)	Taux de décès (T_{Dx})
35-54	600 000	0,60	60	10
55-64	300 000	0,30	180	60
65-74	100 000	0,10	260	260
Total	**1 000 000**	**1,00**	**500**	**50**

façon générale, si les mesures spécifiques réfèrent à des sous-groupes qui forment une partition de la population, alors la mesure brute est la somme pondérée des mesures spécifiques.

RÉSUMÉ

Les mesures de fréquence sont des proportions, des ratios, des indices ou des taux. Ces mesures s'expriment toutes comme le rapport de deux quantités. Il y a les mesures de fréquence de la maladie et celles du décès. Au nombre des premières, on compte la prévalence relative, le taux (densité) d'incidence et l'incidence cumulative. La prévalence relative d'une maladie dans une population est le rapport entre le nombre de cas prévalents (prévalence) et le nombre de personnes dans cette population au moment considéré. Le taux d'incidence est le rapport entre le nombre de cas incidents (incidence) et le nombre de personnes-temps à risque cumulé par la population en observation. L'incidence cumulative pour une période déterminée est définie comme le rapport entre l'incidence et le nombre d'individus à risque au début de cette période. Les mesures de fréquence de décès sont des mesures d'incidence. Ce sont les taux bruts et les taux spécifiques de mortalité, les probabilités de décès et la létalité, laquelle est une proportion.

Symboles

M, M_1, M_0: maladie, malades, non-malades

S: nombre d'individus non-affectés mais qui risquent de l'être

S_0, S_1: nombre d'individus à risque au temps t_0, au temps t_1

PT: personnes-temps à risque

Δt: intervalle de temps

P, Pr: prévalence, prévalence relative

I, Ti, Ic: incidence, taux (densité) d'incidence, incidence cumulative

$\overline{d}$: durée moyenne de la maladie

I_D, T_D, T_{D_x}: incidence des cas de décès, taux de décès (de mortalité), taux de décès spécifique au groupe d'âge x.

p_x: proportion d'individus dans le groupe d'âge x

h_x: intervalle du groupe d'âge x

q_x: probabilité de décès dans le groupe d'âge x

L_C: létalité liée à la cause

D_M: décès par la maladie (M)

Formules

$$Pr = \frac{P}{S + P}$$

$$P = \frac{I}{\Delta t} \times \bar{d}$$ (pour une maladie en situation d'équilibre dans une population stable)

$$\frac{Pr}{1 - Pr} = Ti \times \bar{d}$$ (idem au précédent)

$Pr \simeq Ti \times \bar{d}$ (idem et Pr faible)

$$Ti = \frac{I}{PT}$$

$$Ic = \frac{I}{S_0}$$

$Ic = 1 - e^{-Ti\,(t_1 - t_0)}$. (pour Ti constant sur la période t_0 à t_1)

$Ic \simeq Ti\,(t_1 - t_0)$ (idem au précédent et $Ti\,(t_1 - t_0)$ faible)

$$T_D = \frac{I_D}{PT}$$

$q_x = 1 - e^{-T_{D_x} h_x}$ (pour T_{D_x} constant sur le groupe d'âge x)

$D_M = I \times L_C$ (pour une maladie en situation d'équilibre dans une population stable)

$T_{D_M} = Ti \times L_C$ (idem au précédent)

$$T_D = \Sigma\, p_x T_{D_x}$$

LECTURES SUGGÉRÉES

1. JENICEK, M. et CLÉROUX, *R.* ***Épidémiologie,*** Saint-Hyacinthe, Edisem, 1982, chapitre 3, pp.43-78.
2. KLEINBAUM, D.G., KUPPER, L.L. et MORGENSTERN, *H.* ***Epidemiologic Research,*** Belmont (USA), Lifetime Learning Publications, 1982, chapitre 6, pp. 96-139.
3. ROTHMAN, *K.J.* ***Modern Epidemiology,*** Boston, Little, Brown, 1986, chapitre 3, pp. 23-34.
4. RUMEAU-ROUQUETTE, C., BRÉART, G. et PADIEU, R. ***Méthodes en épidémiologie,*** Paris, Flammarion, 1985, chapitre XXII, pp. 237-253.

ANNEXE DU CHAPITRE 4

Mesures de la mortalité pour la période foeto-infantile

Pour décrire la mortalité par rapport à l'événement naissance, plusieurs mesures sont couramment utilisées en épidémiologie et en santé publique. Chacune d'elles distingue la mortalité suivant des périodes d'âge plus ou moins rapprochées de la naissance elle-même. Il y a d'abord la grande période foeto-infantile qui va approximativement de 20 semaines de gestation à 364 jours d'âge inclus. Ce critère de 20 semaines est, d'un certain point de vue, discutable. L'OMS suggère d'utiliser le poids de préférence au nombre de semaines de gestation pour la définition de la mortalité foetale. Quoi qu'il en soit, la période foeto-infantile peut être divisée en sous-périodes:

— période foetale .... de 20 semaines de gestation à la naissance; (poids d'au moins 500 g)

— période infantile .... de la naissance à 364 jours d'âge inclus;

— période néonatale .... de 0 à 27 jours d'âge inclus;

— période néonatale précoce .... de 0 à 6 jours d'âge inclus;

— période néonatale tardive .... de 7 à 27 jours d'âge inclus;

— période post-néonatale......................... de 28 à 364 jours d'âge inclus;

— période périnatale .... période foetale et période néonatale précoce.

Les mesures de la mortalité correspondant à ces périodes sont définies ci-après. Remarquons qu'elles sont des indices bien que suivant l'usage on les appelle taux.

Pour les indices de mortalité périnatale et de mortinaissances, la plupart des pays occidentaux utilisent un poids d'au moins 500g dans leurs statistiques nationales.

$$\text{Indice de mortinaissances (OMS statistiques nationales)} = \frac{\text{nombre de morts foetales (foetus pesant 500 g et plus)}}{\text{nombre de morts foetales et de naissances vivantes (500 g et plus)}}$$

$$\text{Indice de mortalité infantile} = \frac{\text{nombre de décès d'enfants avant l'âge d'un an pendant l'année}}{\text{nombre de naissances vivantes pendant la même année}}$$

$$\text{Indice de mortalité néonatale} = \frac{\text{nombre de décès d'enfants avant l'âge de 28 jours pendant l'année}}{\text{nombre de naissances vivantes pendant la même année}}$$

$$\text{Indice de mortalité néonatale précoce} = \frac{\text{nombre de décès d'enfants avant l'âge de 7 jours}}{\text{nombre de naissances vivantes pendant la même année}}$$

$$\text{Indice de mortalité néonatale tardive} = \frac{\text{nombre de décès d'enfants âgés de 7 à 27 jours inclus}}{\text{nombre de naissances vivantes pendant la même année}}$$

$$\text{Indice de mortalité post-néonatale} = \frac{\text{nombre de décès d'enfants âgés de 28 jours et plus, mais de moins d'un an pendant l'année}}{\text{nombre de naissances vivantes pendant la même année}}$$

$$\text{Indice de mortalité périnatale (définition de l'OMS pour les statistiques internationales)} = \frac{\text{nombre de morts foetales et de morts néonatales précoces de produits de conception pesant 1000 g et plus à la naissance}}{\text{nombre de morts foetales et nombre de naissances vivantes de produits de conception pesant 1000 g et plus}}$$

$$\text{Indice de mortalité périnatale (définition de l'OMS pour les statistiques nationales)} = \frac{\text{nombre de morts foetales et de morts néonatales précoces de produits de conception pesant 500 g et plus à la naissance}}{\text{nombre de morts foetales et nombre de naissances vivantes de produits de conception pesant 500 g et plus}}$$

Le poids d'au moins 1000 g est recommandé par l'OMS pour les comparaisons internationales. Les poids de 500 à 1000 g correspondraient respectivement, en moyenne, à des périodes de gestation de 20 et 28 semaines.